

境外战略投资者提高了 我国商业银行的经营效率吗？

张 瑜 殷书炉 刘廷华^{*}

摘要：本文以我国 17 家引资银行的数据为样本，实证分析了引进境外战略投资者对我国商业银行全要素生产率的影响。在不良贷款约束下，我国商业银行的全要素生产率水平总体呈上升的趋势。对国内银行引进境外战略投资者的影响效应进行的实证分析结果表明：随着境外战略投资者进入程度的加深，商业银行的全要素生产率和纯技术效率指数呈现先下降后上升的 U 型特征，且这种特征不因银行的所有权性质而产生显著的差异，我国商业银行的效率水平与境外战略投资者的持股时间成正比例关系。对此，应充分发挥本土银行的地缘文化优势，提高自身吸收能力；完善合作协议，真正实现“互利共赢”的合作局面。

关键词：境外战略投资者 商业银行 效率分析

一、引言及文献综述

在国际化和市场化的双重压力下，我国银行业的业内竞争逐渐加剧。要在日趋激烈的竞争环境中求得发展，商业银行必须不断提高自己的市场竞争力，因此研究衡量商业银行竞争力的核心指标——全要素生产率具有十分重要的理论和现实意义。

作为中国银行业改革的重要组成部分，银监会对引进境外战略投资者在数量和形式上作出了严格的规定，希望通过这些限制条件达到“以股权换技术”、提升我国商业银行整体竞争力的目的。1999 年上海银行吸收国际金融公司 5% 的股份，开启了中资银行引进境外战略投资者的序幕（朱盈盈，2011），而后 2003 年《境外金融机构投资入股中资金融机构管理办法》的颁布，迎来了银行业境外战略投资者在华的黄金十年，在中国银行业市场化改革的进程中，十余年的战略引资是否发挥了预期的作用值得我们深思。理论上，外资银行进入东道国对本土银行的影响主要包括：

^{*} 张瑜，天津财经大学大公信用管理学院，邮政编码：300222，电子信箱：june0718@126.com；殷书炉，南开大学经济学院，邮政编码：3000071，电子信箱：shuluy@uci.edu；刘廷华，南开大学金融发展研究院，邮政编码：3000071，电子信箱：haddy1009@163.com。

本文得到中国博士后科学基金面上项目“FDI 对中国经济增长质量与数量的非一致性作用研究”（项目编号：2012M521303）和山东省社科规划基金青年项目“外资引入、贸易扩张与山东省质量提升：机制、效果与对策分析”（项目编号：12DJJJ05）的资助。感谢匿名评审人富有建设性的修改意见，文责自负。

(一) 技术溢出效应

相对于金融业还不够完善的新兴市场,外资银行拥有丰富的经验与技术,可以通过示范作用、员工的流动以及客户关系网的交叠等方式,将大量的技术溢出到本地银行(Levine,1996;Goldberg,2007)。依循传统的技术外溢理论,外资银行进入能否产生溢出效应从而提高本土银行的效率取决于宏观经济发展水平、竞争环境、银行业发展程度与金融监管水平等因素,特别是取决于本土银行的技术模仿和吸收能力(Hermes and Lensink,2004)。

(二) 竞争效应

外资银行的进入迫使本土商业银行积极改善经营管理,提高金融服务和金融产品开发能力,进而促进银行效率的提升。Gorton 和 Winton(1998)、Kass 和 Europeo(2004)、Lehner 和 Schnitzer(2008)分别利用福利经济学、空间竞争模型和 Salop 模型验证了这种积极作用,在实证分析方面,Classens 等(2001)利用 8 年 7 900 个跨国数据实证检验,说明外资的进入会降低国内银行的垄断利润,Yildirim 和 Philippatos(2007)基于 11 个拉美国家的相关数据,邱立成和殷书炉(2011)基于东欧 10 个国家的银行数据展开的实证研究也得到了类似的结论。

但是 Stiglitz(1994)提出外资银行的进入可能会增加东道国银行体系、企业、政府的潜在成本,进而削弱银行改进效率的动机。Clarke 等(2003)认为外资银行在东道国市场存在“摘樱桃效应”,会与国内银行争夺财务状况较好的客户。Kim 和 Lee(2004)基于韩国银行的数据,也证明了上述结论,进而认为外资银行的进入会对本国银行的盈利能力造成压力。

关于引进境外战略投资者对我国商业银行的作用,不少研究者表达了不同的声音:Berger 等(2007)首次从实证分析的角度研究少数引资控股对中国银行业效率的影响,认为四大国有商业银行引进战略投资者提升了中国银行业的效率。吴玉立(2009)认为外资战略投资者对银行业盈利水平的改善存在滞后效应;而卢嘉圆和孔爱国(2009)以在我国 A 股上市的商业银行为研究对象,说明持股比例与我国银行的经营绩效成反比,且与成本控制、质量提高等方面的关系不大。

总结以上国内外文献可以看出,关于境外战略投资者对本土银行的影响并未在学术界达成一致的原因:一是商业银行效率测度方法的不同可能会影响结论的一致性;二是境外战略投资与我国商业银行绩效之间并不一定符合简单的线性关系,可能会随着境外战略投资者的持股比例、持股时间的不同而发生显著的变化,这种情况下若依旧采用线性模型,会弱化甚至改变主要结论。本文首先在不良贷款约束下估算了样本期间我国商业银行生产率的动态变化,进而探讨境外战略投资者对我国商业银行效率的作用及作用发生的条件。

二、境外战略投资者进入对商业银行效率影响的研究假设及模型设定

(一) 本文的研究假设

中国银行业一直处于渐进改革和开放的过程,战略引资是其中重要的环节。值得注意的是,我们的战略引资属于少数外资控股,银监会规定了境外金融机构向中资银行入股比例的上限,少数外资控股的最大问题在于能否使外资真正扮演好战略投资者的角色。

理论上,战略投资者对参股银行的影响与其入股比例相关,若入股比例较小,投资者缺乏足够的激励参与银行的经营管理,易出现搭便车的问题,而且对参股银行的影响也有限(李双杰、宋秋文,2010)。而且,境外战略投资者对我国商业银行的影响是溢出效应、竞争效应的

综合,在不同的条件下起主导作用的效应可能会发生变化,只有当内外部因素促使外资银行的正向溢出效应条件得到有效释放后,境外战略投资者才可能会促进商业银行效率的提升。基于上述分析,我们提出本文的研究假设 1。

假设 1:引进境外战略投资者可以提高本土商业银行的效率,但是该过程是一个渐进提高的过程,境外战略投资者对本土银行的影响可能在某一水平上发生方向性的变化。

短期内,本国控股股东对于银行的控制力并没有发生转移,战略投资者对于提升银行的生产率水平所能发挥的作用有限,在引入境外战略投资者过程中进行的结构调整与重组,以及引入境外战略投资者后本国控股股东与战略投资者之间的工作理念及方式的差异、银行经营管理方式的转变等,会带来一定的摩擦成本。同时,境外战略投资者所带来的模仿和示范效应会存在一定的时滞,而且本土银行的技术模仿和吸收能力是引进外资发挥预期作用的必备条件,只有两者的有效结合才能使正面效应显现出来,无论是溢出效应还是竞争效应都需要一定的时间才可能发挥作用。境外战略投资者对本土银行效率的改善需要一定的时间才会充分体现,由此,提出本文的第 2 个研究假设。

假设 2:本土银行的效率水平与境外战略投资者的持股时间成正比关系。

(二) 模型的基本设定

$$PI_{it} = \alpha + \gamma_1 FI_{it} + \gamma_2 FI_{it}^2 + \beta X_{it} + \lambda_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

根据研究假设,本文设定模型(1)为基本的回归模型,其中 PI 为基于 Malmquist - Luenberger 法计算的我国商业银行的生产率指数, FI 为境外战略投资者的资产份额,通过引入二次项,来衡量境外战略投资者对本土商业银行的影响是否在某一水平上发生了方向性的变化。同时,选择了两类控制变量,宏观层面的控制变量参考 Classens 等(2001)对变量的选择方法,包括国内生产总值(gdp)、实际利率(rr)和通货膨胀水平(CPI),作为只随时间改变而不随截面改变的控制变量;银行层面的控制变量包括:贷款损失准备金率($less$)、总贷款水平($loan$)、净息差(NIM);同时引入银行类型的虚拟变量,股份制银行虚拟变量(D_2):股份制银行取 1,其他取 0;城市商业银行虚拟变量(D_3):城市商业银行取 1,其他取 0。误差项包括 λ_t 、 η_i 、 ε_{it} , η_i 表示非时变的异质的个体不可观测因素,如银行规模、所有权性质、银行所在城市等, λ_t 表示时变同质的不可观测因素,如金融体制改革的影响等, ε_{it} 表示时变异质性的剩余效应。

(三) 样本选择、数据来源与统计描述

本文选取我国 17 家商业银行作为研究对象,其中包括 4 家大型商业银行:中国工商银行、中国银行、中国建设银行、交通银行,7 家股份制银行:中信银行、兴业银行、华夏银行、浦发银行、广发银行、深圳发展银行、民生银行,6 家城市商业银行:北京银行、南京银行、宁波银行、恒丰银行、杭州银行^①和上海银行,共计 17 家银行作为研究对象^②。2003 年年底,我国启动了新一轮银行业的改革,其核心是将独资商业银行转变为国有控股商业银行。随后,中国建设银

①南京银行在 2006 年 12 月 20 日更名,原名为南京商行;杭州银行于 2008 年 7 月更名,原名为杭州商行。

②截至 2010 年,共有 32 家银行引进境外战略投资者,除上述 17 家银行外,还包括渤海银行、齐鲁银行、西安银行、天津银行、青岛银行、重庆银行、烟台银行、成都银行、营口银行、厦门银行、南充市商业银行、吉林银行、杭州联合农村合作银行、天津滨海农村商业银行和上海农村商业银行。如若准确地衡量境外战略投资者对我国银行全要素生产率的影响,应包括所有的城市商业银行和农村商业银行,但是考虑到数据资料的可获得性,只能以上述 17 家商业银行作为研究对象。

行、中国银行和中国工商银行先后引进境外战略投资者。因此本文的时间起点选为 2004 年,数据来源于 Bankscope 数据库、各年度商业银行的年报和相应年份的《中国统计年鉴》,对于其中的缺失数据采取线性插值的方法补充。表 1 对主要变量(除商业银行效率测度值)进行了统计性描述。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
<i>FI</i>	9.554	2.090	0	32.74
<i>gdp</i>	11.061	1.678	9.2	14.17
<i>rr</i>	5.879	0.707	5.31	7.47
<i>CPI</i>	2.902	2.090	-0.073	5.93
<i>lnless</i>	9.426	2.069	5.193	14.226
<i>lnloan</i>	13.204	1.951	9.450	18.604
<i>NIM</i>	2.516	0.681	0.03	3.69
<i>D₂</i>	0.403	0.493	0	1
<i>D₃</i>	0.303	0.461	0	1

(四) 基于 Malmquist – Luenberger 生产率指数的我国商业银行效率的测度

大量文献对我国商业银行的生产率进行了测算,但大都是基于传统距离函数的 Malmquist 指数,这种方法的缺陷是没有把不良贷款作为一项非意愿指标来考虑。因此,本文采用 Rambaldi 等(2007)构建的 Metafrontier – Malmquist 生产率指数对我国银行的绩效进行评估。该方法的特点是将产出分为合意产出和非合意产出,因此将不良贷款约束考虑进来,可以得到更准确的生产率水平。

定义包含不良贷款约束的全要素生产率指数(ML 指数)为:

$$MLTFP_0^{t,t+1} = \left[\frac{1 + D_0^t(x^t, y^t, u^t; y^t, -u^t)}{1 + D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}, u^{t+1}; y^{t+1}, -u^{t+1})} \cdot \frac{1 + D_0^{t+1}(x^t, y^t, u^t; y^t, -u^t)}{1 + D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, u^{t+1}; y^{t+1}, -u^{t+1})} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (2)$$

$[(x, y, u) : (y, u) \in P(x), x \in R_N^+]$ 为技术生产可能性集合,其中 $x = (x_1, x_2 \cdots) \in R_N^+$ 为 N 种投入要素, $y = (y_1, y_2 \cdots) \in R_M^+$ 为合意产出, $u = (u_1, u_2 \cdots) \in R_I^+$ 是非合意产出。

进一步将其分为技术效率变化指数(EFFCH)和技术变化指数(TECHCH):

$$TECHCH_0^{t,t+1} = \left[\frac{1 + D_0^{t+1}(x^t, y^t, u^t; y^t, -u^t)}{1 + D_0^t(x^t, y^t, u^t; y^t, -u^t)} \cdot \frac{1 + D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, u^{t+1}; y^{t+1}, -u^{t+1})}{1 + D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}, u^{t+1}; y^{t+1}, -u^{t+1})} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (3)$$

$$EFFCH_0^{t,t+1} = \left[\frac{1 + D_0^t(x^t, y^t, u^t; y^t, -u^t)}{1 + D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, u^{t+1}; y^{t+1}, -u^{t+1})} \cdot \frac{1 + D_0^{t+1}(x^t, y^t, u^t; y^t, -u^t)}{1 + D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, u^{t+1}; y^{t+1}, -u^{t+1})} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (4)$$

衡量全要素生产率最关键的步骤是投入产出指标的选取,根据大多数学者的处理方法和数据选取的限制,本文将预期产出定义为非利息收入和税前利润,非预期产出为不良贷款,投入要素选择员工人数和固定资产(张健华、王鹏,2010;王兵、朱宁,2011a),测算商业银行效率的数据具体情况见表 2。

表 2 测算 DEA 所需各变量的统计性描述

	变量	计算方法	最大值	最小值	平均值	标准差
预期产出	非利息收入	营业外收入 + 手续费 + 佣金收入	303833	522.4	50881.7	72944.9
	税前利润	应收收入 - 成本费用 - 流转税	236910	151.2	30078.8	48277.3
非预期产出	不良贷款	不良贷款率 * (客户贷款 + 垫付总额)	764982	186.9	94790.33	40392.9
投入	非利息支出	员工费用、业务费用、折旧和摊销、营业税和其他费用、保险索偿支出	73457	-80.15	10130.1	17732.1
	固定资产	固定资产净值	123568	331.3	23878.9	34869

本文基于模型(2)计算了 2004 - 2010 年间样本银行的 *ML* 指数,并对其进行了分解(见表 3),计算结果表明:我国银行业全要素生产率的整体水平是呈上升趋势的,样本期间的平均指数为 1.011,整体而言,我国金融体制改革的不断深化和硬件系统的建设推动了中国银行业整体生产效率水平的改进。在 Malmquist 指数的构成项中,波动较大的是技术变化指数,样本间该指数平均值为 0.931,技术变化最明显的年份是 2005 年和 2008 年,商业银行的技术变化受到计算机通讯设备等技术手段和宏观经济环境及政策的影响,其中第一项在样本期间应该是不断进步的,那么影响样本期间技术变化指数小于 1 的主要原因应是宏观经济环境和政策的变化,2005 年是由于社会储蓄意愿和银行惜贷造成存贷比以及存贷利息收支比的下降(蔡跃洲、郭梅军,2009),而 2008 年技术变化的下降直接源于次贷危机的冲击。

表 3 样本期间我国 17 家商业银行的全要素生产率及其分解均值

样本年份	全要素生产率				技术效率变化指数				技术变化指数			
	全样本	国有商业银行	股份制商业银行	城市商业银行	全样本	国有商业银行	股份制商业银行	城市商业银行	全样本	国有商业银行	股份制商业银行	城市商业银行
2004 - 2005	0.798	0.752	0.810	0.833	0.943	0.814	0.887	1.128	0.750	0.782	0.789	0.679
2005 - 2006	1.234	1.128	1.351	1.224	1.270	0.876	0.877	1.028	0.762	0.683	0.871	0.731
2006 - 2007	1.062	1.083	1.188	0.916	0.914	0.973	0.975	0.793	0.927	0.846	0.923	1.012
2007 - 2008	1.035	0.886	1.103	1.116	1.004	0.962	0.879	1.172	1.169	1.061	1.119	1.327
2008 - 2009	0.806	0.832	0.881	0.704	0.821	0.926	0.804	0.733	0.830	0.916	0.828	0.746
2009 - 2010	1.133	0.987	1.087	1.324	1.102	0.987	1.103	1.215	1.227	0.861	1.508	1.312
样本均值	1.011	0.945	1.071	1.020	0.943	0.897	0.919	1.012	0.931	0.848	1.003	0.964

观察分组的三类银行,在全要素生产率方面,股份制商业银行的 *ML* 指数为 1.071,高于国有商业银行和城市商业银行,且国有商业银行相对于城市商业银行^①也处于较低水平。2006 年底,城市商业银行的 *ML* 指数开始出现递减趋势,可能是城市商业银行“市民银行”优势锐减,而且次贷危机的爆发对城市商业银行的冲击更大,说明城市商业银行抵御外来冲击方面的经验和能力比其他两类银行更逊一筹,但从 2009 年开始城市商业银行又走上了快速发展的轨道;在技术效率方面,均值最高的是城市商业银行,其他两类银行的技术效率变化指数都小于 1,说明国有商业银行和股份制商业银行的纯技术效率对全要素生产率无正向的促进作用。其中四大国有商业银行的技术效率在 2006 年以后呈上升趋势,主要原因是商业银行的治理结构

^①境外战略投资者选择参股的城市商业银行都是地处经济发达地区、资产质量高、具备扩张能力的,因此此处对城市商业银行效率水平的衡量可能会因样本的选择而产生一定的偏差。

改革发挥了作用,股份制银行的技术效率水平在样本期间基本是围绕一个较低的水平小幅震荡;在技术进步方面,股份制商业银行的增幅最明显,其他两类银行对全要素生产率无正向的作用,但是这三类银行在 2007 年都呈现上升趋势,这可能与 2007 年中国金融业正式对外开放,外资银行可以经营人民币业务而带来的竞争效应有关(王兵、朱宁,2011b)。

三、境外战略投资者进入对商业银行效率影响的实证结果与分析

在运用 Malmquist - Luenberger 指数对我国 17 家商业银行效率进行测度的基础上,本文依据计量模型(1)就境外战略投资者的进入对商业银行效率水平的影响展开实证研究。

(一)关于假设 1 的检验

在上述分析的基础上,本文采用 stata 软件对模型(1)进行回归,以 Hausman 检验来确定固定效应或随机效应模型, Hausman 检验所得的统计量对应的概率值均表明选择固定效应模型。因为我国商业银行的差异较大,银行的异质性因素可能与银行的效率有关,而且样本期间涵盖了我国银行业的重大改革时期,如国有商业银行的体制改革,2006 年年底中国银行业的全面开放等,因此本文预期这些宏观环境变量对我国商业银行的绩效产生了重要的影响,因此本文采用时间个体固定效应模型。模型具体的检验结果见表 4。

对于全要素生产率而言,在控制了其他因素的影响后,境外战略者进入水平的一次项和二次项分别有负的和正的影响,且至少在 10% 的统计水平上显著。进一步对全要素生产率进行分解,境外战略投资者持股对技术效率变化指数有显著的作用,而对技术变化指数无明显的促进作用,这一结论和监管层引进境外战略投资者的目的基本一致,吸收外资带来的先进技术和管理经验,提高风险管控能力,完善公司治理结构,进而实现商业银行机制和体制的创新,才是引资的重点。

控制变量的系数符号基本与其他文献的理论预测和实证结果一致。在以技术效率变化为自变量的模型中,非利息收入占比(NIM)的回归系数显著为正;但当以 $TECHCH$ 和 $MLTFP$ 为自变量时,该系数虽然为正,但没有通过 t 检验,说明我国商业银行的收入结构比较单一,中间业务所发挥的作用有限,对银行效率的改进无明显的作用。 gdp 的增加使银行的可贷资金增多,增加了商业银行的利息收入,但对银行效率的改进作用有限。实际利率(rr)水平对商业银行的效率有显著的作用,我国商业银行的经营收入绝大部分源于利差收入,这种盈利结构决定了商业银行的技术效率水平与利率水平相关。根据表 4 的回归结果,表示股份制银行和城市商业银行的虚拟变量 D_2 、 D_3 其系数虽然为正但无法通过显著性检验,说明银行的所有权性质及类型的差异对银行效率无明显的影响,这进一步激发我们研究所有权差异是否成为境外战略投资者影响我国商业银行效率的因素。Hay 和 Liu(1997)曾提出:市场结构和竞争程度是商业银行提升效率的主要动力,由此我们预期,境外战略投资者持股对商业银行效率的影响不会因银行的产权性质发生变化,无论是国有商业银行还是非国有商业银行,都会因为境外战略投资者的溢出效应而提高自身的效率。为了检验上述结论,本文设立外资持股的一次项和二次项和非国有商业银行的虚拟变量 Own 的交叉项,结果见表 4 的 5-7 列:交叉项的结果表明境外战略投资者对商业银行的影响并未因为银行的所有权性质而产生明显的差异。通过变量均值的变化幅度计算出境外战略投资者的增加对我国商业银行全要素生产率变化的实际解释力为 22.97%,鉴于表 4 的结果没有考虑变量的内生性,上述的结论有待进一步进行检验。

表 4 境外战略投资者对我国商业银行效率影响的初步分析

	<i>MLTFP</i>	<i>TECHCH</i>	<i>EFFCH</i>	<i>MLTFP</i>	<i>TECHCH</i>	<i>EFFCH</i>
<i>FI</i>	-0.061 * (0.032)	-0.234 (0.998)	-0.059 *** (0.004)	-0.679 *** (0.130)	-0.003 (0.801)	-0.0005 *** (0.0001)
<i>FI</i> ²	0.003 *** (0.001)	0.011 (0.059)	0.003 *** (0.001)	0.036 * (0.017)	0.056 (0.034)	0.0013 *** (0.0002)
<i>FI</i> × <i>Own</i>				0.028 (0.152)	0.031 (0.555)	0.004 (0.048)
<i>FI</i> ² × <i>Own</i>				0.004 (0.069)	0.0008 (0.008)	-0.0003 (2.56e-4)
<i>D</i> ₂	0.507 (0.629)	0.210 (0.818)	0.010 (0.058)			
<i>D</i> ₃	0.146 (0.128)	0.143 (0.331)	0.041 (0.112)			
<i>lnloan</i>	3.65e-9 (2.98e-9)	1.09e-8 (2.13e-8)	-7.3e-07 (4.8e-07)	4.39e-6 (6.7e-6)	5.56e-9 (2.78e-7)	5.21e-9 (2.28e-9)
<i>lnless</i>	-0.231 (2.524)	-0.115 (0.842)	-0.013 (0.028)	-0.656 (5.299)	-4.35e-7 (4.35e-6)	6.13e-7 (2.18e-7)
<i>NIM</i>	0.018 (0.031)	0.019 (0.024)	0.212 * (0.099)	0.181 (0.289)	0.448 (0.226)	0.382 * (0.176)
<i>gdp</i>	0.727 (0.602)	0.397 (0.688)	0.049 * (0.023)	0.052 (0.694)	0.273 (0.450)	0.079 (0.073)
<i>rr</i>	0.201 (0.205)	0.439 (0.396)	-0.143 * (0.064)	0.339 (0.633)	0.768 (0.821)	-0.237 *** (0.069)
<i>CPI</i>	0.529 (0.398)	-0.021 (1.596)	-0.003 (0.008)	-0.101 (2.214)	-0.144 (2.057)	0.018 (0.010)
常数项	2.242 (3.111)	1.404 * (0.700)	0.714 * (0.328)	6.052 (5.820)	0.899 *** (0.032)	1.558 *** (0.159)
<i>R</i> ²	0.5203	0.3783	0.2566	0.4069	0.2986	0.6687
Hausman	20.00 **	19.80 **	84.75 ***	14.61 **	23.75 ***	20.60 **
<i>FI</i> 实际解释力	22.97	17.83	8.14	44.82	36.71	4.81

注:括号内为考虑异方差的稳健标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。下同。

内生性问题主要源于两个方面:一是解释变量与残差项相关(邵敏、黄玖立,2010)。用模型(1)中境外战略投资者持股比例、二次项变量及控制变量的滞后一期代替当期项,仍采用固定效应模型进行估计。由滞后一期变量的估计结果可知,外资变量与商业银行效率之间仍然存在显著的U型关系。模型具体的检验结果见表5的第2-4列。

内生性问题产生的第二个可能原因是外资银行选择参股对象都经过了周密的考虑和权衡,因此参股对象的选择会影响战略引资的效果,即可能存在外资进入与银行效率之间的双向因果关系。3个回归方程中,Durbin-Wu-Hausman检验的伴随概率说明境外战略投资者的资产份额可以拒绝该变量是外生的原假设,因此本文使用两阶段最小二乘法(2SLS)对模型(1)进行估计,并引用外资变量的滞后一期项作为其工具变量,主要估计结果见表5的第5-7列。与表5及滞后一期项模型估计结果相比,该系数的绝对值要大很多。对于选用的工具变量的合理性,本文拟从两个方面进行检验:一是工具变量和内生变量的相关性,相关性采用Cragg-Donald F统计进行检验,Cragg-Donald F统计量在1%水平上拒绝工具变量与内生变量有较弱相关性的原假设;二是工具变量的外生性:3个回归结果的Hansen检验的伴随概率

都大于 0.1,无法拒绝工具变量为过度识别的原假设,即认为工具变量是合理的。综合上述实证结果,模型的结论基本是稳健的:战略引资者的持股水平与我国商业银行效率之间呈现出 U 型关系,即随着境外投资者比例的上升,我国银行的效率呈现先下降后上升的趋势,其拐点约为 9.5% (0.798/0.084,按资产份额计算)。若境外战略投资者的控股比例较低,一方面说明战略引资者对参股银行的影响力较小,对于一些重大问题,即便有心也无力;另一方面也说明外资金融机构缺乏足够的激励参与银行的经营管理。在其他因素不变的情况下,境外战略投资者的持股水平是商业银行效率发生方向性变化的决定性因素之一。

表 5 境外战略投资者对我国商业效率影响的内生性分析

	固定效应(变量为滞后一期)			两阶段最小二乘法		
	<i>MLTFP</i>	<i>TECHCH</i>	<i>EFFCH</i>	<i>MLTFP</i>	<i>TECHCH</i>	<i>EFFCH</i>
<i>FI</i>	-0.045 ** (0.018)	-0.402 *** (0.008)	-0.071 *** (0.005)	-0.798 * (0.401)	-0.743 (0.458)	-0.145 *** (0.007)
<i>FI</i> ²	0.0025 *** (0.0007)	0.021 (0.075)	0.004 *** (0.0002)	0.042 ** (0.017)	0.039 (0.068)	0.007 ** (0.003)
<i>D</i> ₂	0.378 (0.231)	0.489 (0.232)	-0.127 (0.073)	0.401 (0.735)	0.371 (0.688)	0.012 (0.150)
<i>D</i> ₃	0.230 (0.491)	0.252 (0.464)	0.023 (0.092)	0.342 (0.275)	0.259 (0.147)	0.857 *** (0.206)
<i>lnloan</i>	8.14e-07 ** (3.05e-07)	2.24e-07 (1.77e-07)	-7.29e-07 * (3.67e-07)	3.37e-06 (1.7e-05)	9.68e-06 *** (1.67e-06)	2.49e-07 (5.27e-07)
<i>lness</i>	-0.003 (0.003)	-0.363 *** (0.048)	0.073 ** (0.027)	-0.079 * (0.038)	-0.049 (0.070)	-0.027 (0.016)
<i>NIM</i>	0.087 *** (0.002)	0.011 (0.038)	-0.114 (0.138)	-0.224 * (0.112)	-0.039 (0.203)	0.045 (0.038)
<i>gdp</i>	-0.144 * (0.056)	-0.287 *** (0.033)	0.115 (0.241)	-0.003 (0.011)	-0.287 *** (0.033)	0.072 ** (0.028)
<i>rr</i>	0.169 (0.192)	0.255 (0.552)	-0.030 (0.011)	0.216 (0.570)	0.537 *** (0.075)	-0.201 ** (0.072)
<i>CPI</i>	0.040 * (0.020)	0.003 (0.010)	0.024 (0.110)	0.038 (0.070)	0.050 (0.090)	0.075 (0.134)
常数项	2.176 *** (0.511)	4.990 *** (0.342)	0.857 *** (0.206)	0.793 *** (0.272)	-2.504 *** (0.271)	0.400 (0.394)
<i>R</i> ²	0.4069	0.1687	0.7131	0.4273	0.1393	0.5057
D-W-H				38.550 ***	21.538 ***	19.899 **
Cragg-Donald				25.874 ***	21.436 ***	29.538 ***
Hansen(P 值)				0.643	0.472	0.215
<i>FI</i> 实际解释力	13.93%	7.61%	18.62%	13.77%	3.06%	13.51%

(二) 关于假设 2 的检验

根据本文的假设 2,引入境外战略投资者持股比例和持股时间的交叉项,用以反映中资银行在引进境外战略投资者之后效率水平的变化。境外投资者持股时间的设定方法是银行完成首次引资前,包含引资当年为 0,之后为当前年份与引资当年的差额,其他变量的含义与模型(1)相同。模型设定为:

$$PI_{it} = \alpha + \gamma_1 FI_{it} + \gamma_2 FI_{it} \times Time_t + \beta X_{it} + \lambda_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

从表 6 的实证结果可以看出,用以反映中资银行在引进境外战略投资者之后效率水平变

化的境外战略投资者持股比例和持股时间的交叉项 $FI \times time$ 系数显著为正,说明境外战略投资者对本土商业银行效率的影响确实存在着时间效应:其一,境外战略投资者与我国商业银行的经营理念、机制设计及管理方式都存在较大的差异,这些差异造成银行之间的合作需要一个缓冲期;其二,境外战略投资者的进入首先改变的是股权结构单一的问题,通过股权结构的变化影响银行的治理结构和盈利质量及能力,理论和实践上已证明股权结构影响公司治理结构和盈利能力的过程是复杂的;其三,只有本土银行改善内部治理,加大人力资本、技术设备等方面的投入,提高自身质量,外资股东与本土银行的协同效应才会慢慢体现出来。

表 6 境外战略投资者对我国商业银行效率影响的时间效应

	两阶段最小二乘法模型		
	<i>MLTFP</i>	<i>TECHCH</i>	<i>EFFCH</i>
<i>FI</i>	-0.061* (0.032)	-0.041 (0.370)	-0.027*** (0.009)
$FI \times time$	0.031*** (0.006)	0.019 (0.041)	0.016*** (0.003)
D_2	0.151 (0.170)	0.040 (0.041)	0.015 (0.009)
D_3	0.038 (0.021)	0.008 (0.006)	0.059 (0.037)
<i>lnloan</i>	1.6e-6 (2.06e-6)	0.020 (0.020)	7.36e-10 (1.00e-9)
<i>lnless</i>	-0.0001 (0.0001)	-0.040 (0.041)	-0.001 (0.0008)
<i>NIM</i>	0.647 (0.369)	0.019 (0.109)	0.008 (0.036)
<i>gdp</i>	0.231 (0.184)	0.320** (0.133)	0.060* (0.028)
<i>rr</i>	0.789 (0.424)	0.132 (0.145)	-0.183** (0.071)
<i>CPI</i>	0.126 (0.626)	0.100 (0.108)	0.022 (0.011)*
常数项	-3.159** (1.134)	-0.083 (0.086)	1.394*** (0.162)
R^2	0.432	0.234	0.561
Hausman	14.75**	32.35***	29.72***
FI 实际解释力	20.60%	11.72%	23.93%

四、本文主要结论

本文的主要内容是分析境外战略投资者对我国商业银行效率的影响,在利用 Malmquist - Luenberger 法测算了 2004 - 2010 年我国商业银行效率水平的动态变化的基础上,力图系统地分析境外战略投资者对我国商业银行效率水平的影响,本文的主要结论包括:境外战略投资者的持股比例与我国商业银行效率水平之间存在二次型特征,其拐点大约在 9.5% 的水平;境外战略投资者对我国商业银行效率水平的影响不因商业银行的所有权而发生变化;境外战略投资者对我国商业银行效率水平的影响存在着时间效应。据此,我们提出以下几点关于引进战

略投资者的政策建议:

首先,东道国银行体系的吸收、模仿能力是境外战略投资者发挥正向溢出效应的重要因素,国内银行应充分利用地缘文化优势,在非传统业务领域加强与外资银行的合作,这样不仅有利于溢出效应的发挥,更为实现国际金融合作中的对等互惠原则奠定基础。

其次,在保证国家金融安全的基础上,适当放开境外战略合作者的持股比例,探讨单个境外金融机构和多个金融机构的比例和协调关系,鼓励战略投资者以更积极的股东身份进入银行的经营和治理方面。当初选择境外战略投资者作为合作伙伴,有一个因素就是国内私人资本不够强大,随着国内私人资本的不断发 展,要适时地培养境内战略合作伙伴。

再者,强化双方共同合作的意愿,真正实现“互利共赢”的合作局面:其一要慎重选择合作伙伴,签订长期、良性化的合作竞争协议,若在投资集团中有一些本就是财务投资者主导的,那么境外战略投资者的参股效应就会大打折扣;其二,在股权安排方面,设置合理条款,调动双方的积极性,细化完善、强化执行合作协议,解决好利益分配问题,不断提高合作效率;其三,完善境外投资者的退出机制,防止大规模的资金撤出对商业银行和金融市场的负面影响,要在合作之初明确多少比例以上的投资必须实行分阶段退出,为了保证引资目标的实现,需要进一步完善、细化合作协议,如实施延续性合作原则:业务合作和技术支持要在撤资后延续一段时间等。

最后,完善东道国市场的制度环境,如我国的知识产权保护体系还不完善,来自发达国家的外资银行担心自己的专有技术、核心管理资源等知识产权得不到应有的尊重,增加了外资银行的营运成本,进而降低了外资银行向中资银行提供技术支持的动力。

参考文献:

1. 蔡跃洲、郭梅军,2009:《我国上市商业银行全要素生产率的实证分析》,《经济研究》第9期,52-65页。
2. 李双杰、宋秋文,2010:《我国商业银行战略引资的效应研究》,《数量经济技术经济研究》第9期,53-66页。
3. 卢嘉圆、孔爱国,2009:《境外战略投资者对我国商业银行的影响:2002-2007》,《上海金融》第9期,86-89页。
4. 邱立成、殷书炉,2011:《外资进入、制度变迁与银行危机——基于中东欧转型国家的研究》,《金融研究》第12期,115-130页。
5. 邵敏、黄玖立,2010:《外资与我国劳动收入份额——基于工业行业的经验研究》,《经济学季刊》第4期:1189-1210页。
6. 王兵、朱宁,2011a:《不良贷款约束下的中国银行业全要素生产率增长研究》,《经济研究》第5期,32-44页。
7. 王兵、朱宁,2011b:《不良贷款约束下的中国上市银行业效率和全要素生产率研究》,《金融研究》第1期,110-128页。
8. 吴玉立,2009:《境外投资者对中国银行业影响的实证分析》,《经济评论》第1期,93-114页。
9. 张健华、王鹏,2010:《中国银行业广义 Malmquist 生产率指数研究》,《经济研究》第8期,128-140页。
10. 朱盈盈,2011:《中资银行引进境外战略投资者效果的实证研究》,电子科技大学博士学位论文。
11. Berger, Allen N., Iftikhar Hasan, and Mingming Zhou. 2007. "Bank Ownership and Efficiency in China: What Will Happen in The World's Largest Nation?" *Journal of Banking & Finance*, 33(1):113-130.
12. Clarke, G., R. Cull, M. S. M. Peria, and S. M. Sanchez. 2003. "Foreign Bank Entry: Experience, Implications for Developing Economies, and Agenda for Further Research." *The World Bank Research Observer*, 18(1):25-59.
13. Claessens, S., A. Demirgüç - Kunt, and H. Huizinga. 2001. "How Does Foreign Entry Affect the Domestic Banking Market?" *Journal of Banking & Finance*, 25(5):891-911.
14. Goldberg, L. S. 2007. "Financial Sector FDI and Host Countries: New and Old Lessons." *Economic Policy Review*, 13(1):1-17.

15. Gorton, G. , and A. Winton. 1998. "Banking in Transition Economies: Does Efficiency Require Instability?" *Journal of Money, Credit and Banking, Blackwell Publishing*, 30(3) :621 – 650.
16. Hay, D. A. , and G. S. Liu. 1997. "The Efficiency of Firms: What Difference Does Competition Make?" *The Economic Journal*, 107(442) :597 – 617.
17. Hermes, N. , and R. Lensink. 2004. "Foreign Bank Presence, Domestic Bank Performance and Financial Development." *Journal of Emerging Market Finance*, 3(2) :207 – 229.
18. Kaas, L. , and B. C. Europeo. 2004. "Financial Market Integration and Loan Competition: When is Entry Deregulation Socially Beneficial?" European Central Bank Working Paper, No. 403.
19. Kim, H. E. , and B. Y. Lee. 2004. "The Effect of Foreign Bank Entry on Performance of Private Domestic Banks in Korea." Bank of Korea Working Paper, March.
20. Lehner, M. , and M. Schnitzer. 2008. "Entry of Foreign Banks and Their Impact on Host Countries." *Journal of Comparative Economics*, 36(3) :430 – 452.
21. Levine, R. 1996. "Foreign Banks, Financial Development, and Economic Growth." In *International Financial Markets: Harmonization versus Competition*, ed. C. E. Barfield, 224 – 254. Washington: The AEI Press.
22. de Haas, Ralph, and Iman van Lelyveld. 2006. "Foreign Banks and Credit Stability in Central and Eastern Europe: A Panel Data Analysis." *Journal of Banking & Finance*, 30(7) :1927 – 1952.
23. Rambaldi, A. N. , D. S. P. Rao, and D. Dolan. 2007. "Measuring Productivity Growth Performance Using Metafrontiers: with Applications to Regional Productivity Growth Analysis in a Global Context." In *Australian Meeting of the Econometrics Society ESAM07*, ed. C. J. O' Dornell, 1 – 33. Brisbane: The University of Queensland, Australia.
24. Staiger, D. , and J. H. Stock. 1997. "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments." *Econometrica*, 65(3) :557 – 586.
25. Stiglitz, Joseph E. 1994. "The Role of the State in Financial Markets." Annual Conference on Development Economics, World Bank: 19 – 61.
26. Yildirim, H. S. , and G. Philippatos. 2007. "Restructuring, Consolidation and Competition in Latin American Banking Markets." *Journal of Banking & Finance*, 31(3) :629 – 639.

An Analysis of Foreign Strategic Investors and the Banks' Performance in China

Zhang Yu¹, Yin Shulu², Liu Tinghua³

(1: Tianjin University of Finance and Economics, Credit Management School; 2: NanKai University, School of Economics; 3: NanKai University, Institute of Finance and Development)

Abstract: The introduction of foreign strategic investors plays a key role in China's banking reform. This paper empirically analyses the effect of foreign strategic investors on domestic banks' total factor productivity (TFP). First, it calculates the TFP with the constraint of non-performing loans, and finds that the TFP of domestic banks performs a rising trend. And then, the results demonstrate that the TFP and the pure technical efficiency index of commercial banks show a U-shaped feature. Moreover, the ownership of these banks doesn't have a significant effect on this feature. Furthermore, there is a strong positive relationship between the shareholding time of foreign strategic investors and the efficiency of commercial banks. Finally, this paper puts forward a proposal that we should make full use of geo-culture advantages to enhance domestic banks' absorptive capacity and improve the cooperation agreement, in order to achieve the win to win cooperation.

Key Words: Foreign Strategic Investors; Commercial Bank; Efficiency

JEL Classification: G21, F21, C33

(责任编辑:陈永清)